土壤與環境，民國八十九年十二月，第三卷，第四期，第331頁至第344頁
Soil and Environ., December 2000, Vol. 3, No. 4, p331-p344.

土壤微量元素空間分佈之分析：以花蓮吉安地區爲例

Analysis of the spatial distribution of soil trace elements : A case study in Chian of Hualien

陳吉村[1*]　李達源[2]　郭鴻裕[3]

Chi-Tsun Chen[1*]　Dar-Yuan Lee[2]　Hourng-Yuh Guo[3]

ABSTRACT

The information of spatial distribution of soil properties is important for us on managing and utilizing soil resources. The objective of this study was to evaluate the spatial distribution of a data set of concentrations of soil trace elements by conventional statistical and geostatistical in a five-meter interval grid sampling field located at Chian of Hualien. The average, data distribution, coefficient of variance, and spatial structure of soil trace element concentration were investigated.

The results showed that the ranges of the concentrations of Fe, Mn, Cu, Zn, Cd, Cr, Ni, and Pb were N.D. - 893.1, 0.8 - 272.5, 0.04 - 20.9, N.D. - 32.8, 0.11 - 0.85, 0.17 - 2.22, 0.23 - 3.90, and 0.7 - 23.2 mg/kg, respectively. The averages of those elements were 218.7, 124.6, 7.37, 6.1, 0.49, 0.67, 1.87, and 8.1 mg/kg, respectively. Elements studied except Mn, Cd, and Ni, the coefficients of variation of concentrations of the elements studied were all greater than 40%. It suggests that the variabilities of trace element concentrations in the studied field are quite large.

The spatial distribution for those elements (except Mn) had the same spatial structures and geographic distribution. The ranges of spatial dependence of those elements were between 65.8 to 86.6 m and nugget/sill ratios were 0.08 to 0.50, indicating strong to moderate spatial dependence. The contour maps of soil indicated that the spatial distribution of those trace elements might be related to the farming operations.

The results obtained from this study also suggested that using geostatistis could provide the spatial structure of soil trace elements and avoid the spatial distribution being masked by using average in conventional statistics.

Key words : Soil trace element, Spatial distribution, Geostatistics.

摘　要

土壤資源之管理與利用首先需掌握土壤性質的空間分佈，本研究以傳統統計(conventional statistics)及地理統計(geostatistics)分析花蓮縣吉安鄉5公尺之細密網格採樣的土壤資料，除探討土壤微量元素含量之平均值、資料分佈及變異係數

1. 行政院農業委員會花蓮區農業改良場。Hualien District Agricultural Improvement Station, Council of Agriculture, Hualien, Taiwan, R.O.C.
2. 台灣大學農業化學研究所。Graduate Institute of Agricultural Chemistry, National Taiwan University, Taipei, Taiwan, R. O. C.
3. 行政院農業委員會農業試驗所農化系。Department of Agricultural Chemistry, Agricultural Research Institute, Council of Agriculture, Wufeng, Taiwan, R.O.C.
* Corresponding Author

外並以地理統計技術分析其空間結構。

在本研究區內土壤中鐵、錳、銅、鋅、鎘、鉻、鎳、鉛元素之濃度範圍分別爲 N.D. – 893.1、0.8 – 272.5、0.04 – 20.90、N.D. – 32.8、0.11 – 0.85、0.17 – 2.22、0.23 – 3.90 及 0.7 – 23.2 mg/kg，而其平均濃度則分別爲 218.7、124.6、7.37、6.1、0.49、0.67、1.87 及 8.1 mg/kg，但其變異係數除錳、鎘及鎳外均大於 40%，顯示資料的變異頗大。在空間分佈上，除錳元素外，其他鐵、銅、鋅、鎘、鉻、鎳、鉛等元素均具有地理同位性及相似的空間結構，其空間相依距離均介於 65.8 公尺至 86.6 公尺之間，而空間相依性指標 (碎塊變異數 / 門檻值，nugget/sill) 的比值則介於 0.08～0.50 之間，爲強到中等程度之空間相依性。透過濃度分佈等值線圖與作物種植位置圖的比較，可以發現各元素之濃度空間分佈圖形與田區規劃有關連性，表示本研究區的微量元素之空間分佈可能已受到耕作制度的影響，造成其空間特性的改變。

由本研究之結果發現，利用地理統計可以提供傳統統計方法所無法提供的空間結構資料，避免平均值被少數極端值資料稀釋，而掩蓋濃度分佈的眞實狀況。

關鍵字：土壤微量元素，空間分佈，地理統計。

前　言

土壤的形成是受到母質、地形、氣候、生物及時間等五大成土因子的影響所造成的，因此其具有空間變異的特性亦屬當然，此類由成土因子所造成的大區域性變異，通常被歸類成系統性變異，而其他由微地形、耕作制度、採樣及分析所造成的變異，則被歸類成隨機變異 (Wilding and Dress, 1983)，而土壤調查之目的即在將複雜的土壤資料加以適當的歸類，並區別系統性變異及隨機變異的差異，提供精確及可靠的資訊，以利於土壤資源之管理及應用 (Soil survey division, 1993)。然而，過去的土壤調查因受限於技術及工具的缺乏，因此通常侷限於定性的描述，其資料之精準度在如今這種密集及複雜的土地利用模式下，已無法滿足土壤資訊的需求，因此利用空間統計的觀念來提供定量化的資訊，已是土壤調查無可避免的發展方向 (Wilding and Dress, 1983)。

根據美國的調查資料結果顯示，土壤繪圖單位之土壤性質的變異係數值 (coefficient of variation, C.V.%) 一般介於 25 至 40% 之間，而土系的變異係數則更小，約在其 1/2 至 3/4 之間，至於土元之變異係數則僅爲 5 至 10% 之間 (Wilding and Dress, 1978)，這是因爲美國土壤的生成環境較爲單純，耕作制度亦較粗放所致，因此其土壤的變異較小；本省因爲母質及地形之變化較爲複雜，且多年來一直實行精耕制度，因此本省土壤的變異可能會比較大，但可惜本省過去很少有此方面的研究，因此無可供參考的資料 (郭等人，1995)。

研究土壤變異主要之目的爲提高土壤資料的精確性，以提供土地利用的可靠評估參數，藉以提高土地資源管理的效率。花蓮縣之農業區以中央山脈及海岸山脈之間的沖積平原爲主，因地形及母質複雜，加上氣候多變，因此土壤性質的變異極大，而耕地之土壤性質的變異更因人爲耕作制度所帶來的擾動而增加；複雜的環境因素加上人爲的擾動，使得花蓮地區土壤性質具有較大的變異，造成土壤資料的不確定性，這種現象對未來精準農業 (precision farming, PF) 或定址管理農業 (site specific management, SSM) 這種必須掌握高精準度土壤資訊的農耕制度更是不利

(Sadler et al., 1998; Hergert, 1998)。

傳統的統計方法是在假設土壤性質的空間分佈為均質的條件下進行採樣，並以此作為肥培管理策略擬定的依據，希望以較少的樣品平均值及變異來代表採樣區的土壤性質 (Webster, 1977; Klute, 1986)，但這樣的資料常受到變異太大的影響，致使其應用的層面受到很大的限制，尤其在許多的研究證明土壤性質的確具有空間結構及會受耕作制度之影響的狀況下 (Yost et al., 1982; Lin, 1991; Chung et al., 1995; Chien et al., 1997)，利用新的採樣觀念及分析方法來進一步掌握土壤性質的空間變異實在是有其必要性。而提高土壤資料精度最直接的方法就是增加土壤採樣的密度，但其所耗費的人力及物力卻比傳統的土壤調查更多，因此並非最佳的選擇，許多研究提出以最少的採樣數目得到最佳預測資料之各種方法 (Laslett et al., 1987; Gotway et al., 1996)，而其中以地理統計技術的效果最好而被普遍採用 (Burgess and Webster, 1980; Berndtsson et al., 1993; Haneklaus et al., 1998)。

地理統計最早是由南非礦業工程師 D.G. Krige 為掌握礦脈的空間分佈而提出的統計方法 (Journel and Huijbregts, 1978; Cressie, 1990)，其目的是希望用最經濟的方式得到最多的資訊，而此種概念經法國 Matheron 和前蘇聯 Gandin 提出空間的最佳線性無偏估計 (best linear unbiased estimation, BLUE) 方法後，已使得地理統計的理論及技術更加完備，而逐漸被用來解決各種與空間分佈有關的資料預測 (Matheron, 1963; Cressie, 1990)，其中尤其對各種土壤性質空間特性的探討，已有相當顯著的成效。許多的研究發現土壤性質的分佈是具有空間性的，如 Chung 等人 (1995) 發現鉀及磷的空間相依距離分別為 21.3 公尺及 17.1 公尺，Yost 等人 (1982) 亦指出土壤化學性質的空間特性可能受到土壤耕作及管理的影響，Berndtsson 等人 (1993) 的研究結果亦指出大部分微量元素的空間相依距離為 10 公尺至 20 公尺，至於國內的研究則有 Lin (1991) 與 Chien 等人 (1997) 對土壤性質的研究，及莊等人 (1996a, 1996b) 對重金屬空間分佈的探討等，這些研究都顯示地理統計是掌握土壤空間資訊的最佳方法。

因此本研究希望以細密採樣建立土壤微量元素之基本資料，先利用傳統統計方法探討土壤中微量元素的一般特性，再進一步利用地理統計技術獲得研究區域各種微量元素的空間結構，並探討造成各種空間變異的原因，最後再利用克立金法推估建立各種微量元素的空間濃度分佈圖，以瞭解花蓮吉安地區土壤微量元素的空間分佈情形。

原　理

地理統計是假設在符合區域化變數理論 (theory of regionalized variable) 的條件下，先求取分析區域資料的半變異數 (semivariance)，並以半變異數對變異距離 (lag) 作成半變異圖 (semivariogram)，利用數值方法將半變異圖轉變成連續函數，並得到空間結構的參數，在滿足最佳線性無偏估計的條件下，以克立金法 (Kriging method) 來計算整個區域的推估值。

一、區域化變數理論 (Journel and Huijbregts, 1978; Cressie, 1990; Webster and Oliver, 1990)

(一) 區域化變數 (regionalized variable)

當分散於一定空間範圍內之自然性質呈現一種連續的空間結構時，即稱此性質具有區域化 (regionalized) 之特性，即當在

X 位置所得到之觀測值 Z(X) 是一個隨機變數，而能表現此一特定空間結構之 Z(X) 即稱爲區域化變數。

(二) 二階定常性 (second-order stationary)

當隨機變數 Z(X) 之平均值 (mean，m)、變異數 (variance，σ^2) 與共變異數 (covariance) 滿足下列條件時，稱爲二階定常性。

$$E[Z(X)] = m$$
$$Var[Z(X)] = \sigma^2$$
$$Cov[Z(X_i), Z(X_i+h)] = C(h)$$

其中 m 及 σ^2 爲常數，而 h 是距離。

(三) 半變異數

自然界中符合區域變數理論的某種性質，其任一位置之觀測值 Z(X) 與距離爲 h 之觀測值 Z(X+h) 之間的空間關係可以用半變異數 γ(h) 來描述：

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(X_i) - Z(X_i+h)]^2$$

其中 N(h) 爲 $Z(X_i)$ 與 $Z(X_i+h)$ 的配對數 (pair number)。

(四) 半變異數圖

將計算所得之半變異數 γ(h) 對變異距離 h 作圖，所得到之圖形稱爲半變異圖，半變異圖的資料必須透過數值技巧將其適配 (fitting) 成連續函數後才能再進一步應用於克力金法，目前常被使用的適配模式有直線、兩段式直線、球型、指數及高斯等模式，以下爲各種模式之說明：

1. 直線模式 (linear model)

$$\gamma(h) = C_0 + [h(C/a)]$$

h = 距離 (lag)

C_0 = 碎塊 (nugget)，≧0

C = 結構參數，≧0

a = 影響距離 (range)

2. 兩段式直線模式 (linear/sill model)

$$\gamma(h) = C_0 + [h(C/a)] \qquad h \leq a$$
$$\gamma(h) = C_0 + C \qquad h > a$$

3. 球型模式 (spherical model)

$$\gamma(h) = C_0 + C[1.5\,(h/a) - 0.5\,(h/a)^3] \qquad h \leq a$$
$$\gamma(h) = C_0 + C \qquad h > a$$

4. 指數模式 (exponential model)

$$\gamma(h) = C_0 + C[1 - \exp(-h/a)]$$

5. 高斯模式 (gaussian model)

$$\gamma(h) = C_0 + C[1 - \exp(-h^2/a^2)]$$

在定義上，當距離 h 趨近於 0 時半變異數 γ(0) 也應該趨近或等於 0，但實際上卻常常因採樣技術或分析精度造成的誤差使其無法逼近 0，此種現象稱爲碎塊效應 (nugget effect)，其大小以碎塊變異數 (C_0) 表示，而具有空間結構的資料其半變異數 γ(h) 會隨著距離的增加而逐漸趨近至一個定值，即門檻值 (sill，C_0 + C)，而達到門檻值的這個距離則稱爲空間相依範圍 (a)，表示當距離小於空間相依範圍時資料間就具有空間相依關係，反之則不具有空間相依關係。

二、克立金法 (Matheron, 1963; Webster and Oilver, 1990)

克立金法是屬於移動加權平均法 (weighted moving average) 的一種內插預測方法，如果資料符合區域變數理論且具有空間結構，則在滿足兩點間期望值等於 0 及變異數最小的條件下，依最佳線性無偏估計的原則，即可透過周圍已知觀測值

土壤與環境，民國八十九年十二月，第三卷，第四期，第331頁至第344頁
Soil and Environ., December 2000, Vol. 3, No. 4, p331-p344.

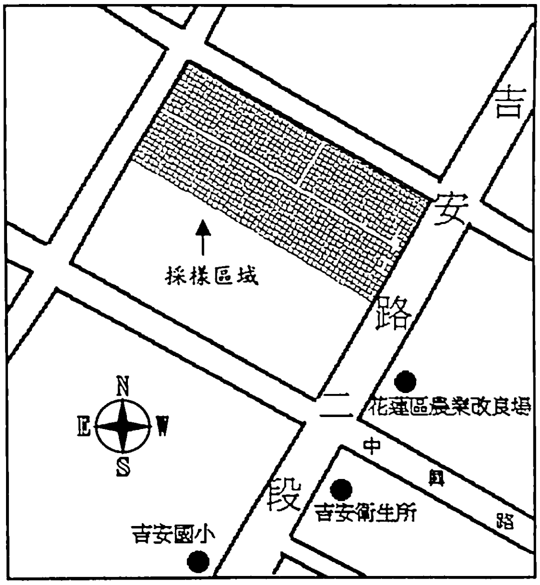
$Z(X_i)$ 與加權值 λ_i 的線性組合得到特定位置 X_0 之估計值 $Z'(X_0)$。

$$Z'(X_0) = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i Z(X_i)$$

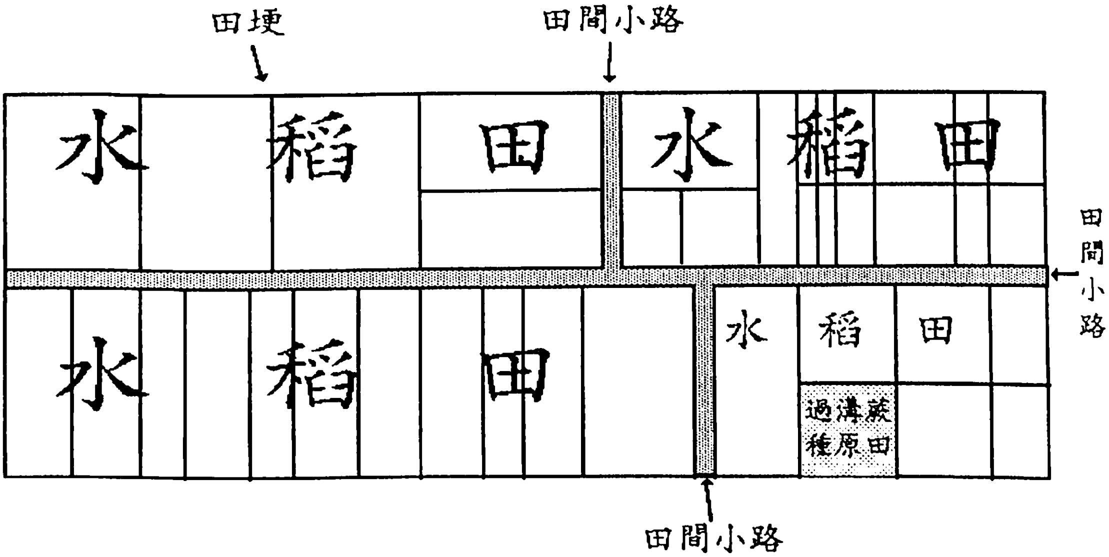
材料與方法

一、採樣位置

本研究區位於花蓮縣吉安鄉行政院農業委員會花蓮區農業改良場內，其長為 250 公尺寬為 100 公尺，面積 2.5 公頃之正長方形區域 (圖一)，屬吉安系 (Chian series, Ca)，為排水不完全之片岩老沖積土，剖面深，質地為坋質壤土，片岩之淺棕色已消失而呈現黃灰色 (陳，1979)。本採樣區除一小部分為蕨類栽培區外，其他部分均為水稻長期試驗區 (圖二)。



圖一、採樣位置圖。
Fig. 1. The locations of sampling.



圖二、採樣區之作物種植位置圖。
Fig. 1. The crop of study site.

二、採樣設計

以採樣區之西南角爲原點 (圖形之正上方向爲北方)，其 2^0 TM 座標爲 (252130，2760340)，以東南方向爲X軸，東北方向爲Y軸，每間隔 5 公尺進行網格採樣，每個採樣點取表土 (0～15 公分) 之土壤，扣除農路等無法採樣位置，共計採得 946 個樣品。

三、樣品分析

土壤樣品經風乾、磨碎過 2 mm 篩子後，取 10 克樣品置於 250 ml 三角瓶中，加入 0.1 N HCl 100 ml 振盪一個小時後過濾，濾液以感應耦合電漿原子發射光譜分析儀 (Inductively Coupled Plasma Atomic Emission Spectrometer，ICP- AES) 分析鐵、錳、銅、鋅、鎘、鉻、鎳、鉛之濃度；因爲計算之需要，鐵及鋅元素有部分低於儀器偵測極限之分析資料以 0 取代，並以N.D. 表示。

四、資料分析

(一) 傳統統計分析

本研究所使用之傳統統計分析包括有最小值 (Min.)、中位數 (Median)、最大值 (Max.)、平均值 (Mean)、標準偏差 (S.D.)、變異數 (Variance)、偏歪度 (Skewness) 、變異係數 (C.V.) 及頻度分析所繪製之頻度圖 (Frequency diagram)。

(二) 地理同位分析

將各微量元素之觀測值依據相同空間位置排列後作相關分析，並進行顯著性分析，以探求各微量元素之空間地理同位性。

(三) 地理統計分析

本研究使用地理統計軟體 GS⁺ V2.3 (Gamma Design Software, 1994) 進行空間結構分析，分析項目包括半變異數計算、半變異圖分析及空間模式適配，在求得空間結構參數後以克立金法推估整個研究區資料之空間分佈。

(四) 繪製濃度分佈等值線圖 (concentration contour)

使用繪圖軟體 SURFER (Golden Software, 1998) 將克立金法推估後之空間資料繪製成濃度分佈等值線圖。

結果與討論

一、傳統統計分析

表一爲傳統統計分析之結果，發現本

表一、土壤微量元素之基本統計介量表。
Table 1. The descriptive statistics of soil trace elements.

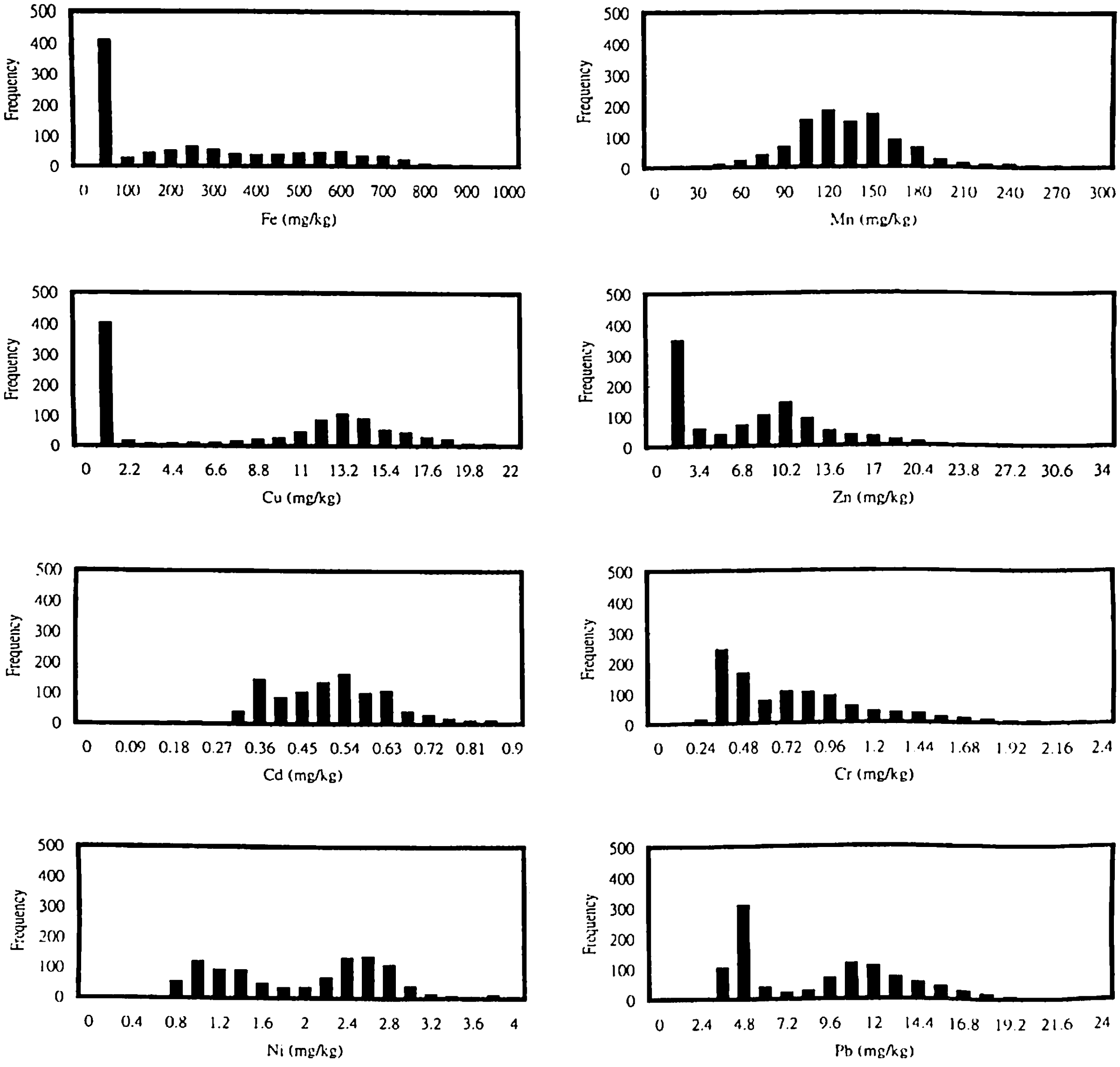
Item	Fe	Mn	Cu	Zn	Cd	Cr	Ni	Pb
Min. (mg/kg)	N.D.*a	0.8	0.04	N.D.	0.11	0.17	0.23	0.7
Median (mg/kg)	156.3	121.4	9.26	6.2	0.49	0.59	2.08	8.3
Max. (mg/kg)	893.1	272.5	20.90	32.8	0.85	2.22	3.90	23.2
Mean (mg/kg)	218.7	124.6	7.37	6.1	0.49	0.67	1.87	8.1
S.D. (mg/kg)	234.9	34.8	6.47	5.4	0.12	0.38	0.74	4.3
Variance	55192	1212	41.93	28.9	0.01	0.15	0.55	18.2
Skewness	0.70	0.42	0.05	0.59	0.29	1.08	-0.04	0.43
C.V. (%)	107	28	88	87	24	57	40	52

* a: N.D. < MDL (method of detection limit), MDL for Fe = 0.52 mg/kg and Zn = 0.13 mg/kg, respectively.

研究區鐵、錳、銅、鋅、鎘、鉻、鎳、鉛之平均濃度分別爲 218.7、124.6、7.37、6.1、0.49、0.67、1.87 及 8.1 mg/kg，而其變異係數則介於 24～107% 之間，除錳、鎘及鎳的變異係數較低外，其他各元素含量之變異係數均大於 40%，在美國一繪圖單位中之土壤性質的變異係數值一般僅介於 25～40% 之間，而本調查區的面積僅 2.5 公頃，確有如此大的變異，可見其變異之大。

因此在考慮各微量元素變異係數的條件下，就會發現平均值並不足以代表本研究區整體濃度的高低，因爲鐵、錳、銅、鋅、鎘、鉻、鎳、鉛之濃度的分佈在本研究中均呈現變異及單邊拖尾 (one tail) 的特徵，表示資料具有擴散及偏歪的特性 (圖三)，其中尤其以鐵、銅、鋅、鉻、鉛之含量最爲明顯，其變異係數都超過40%，另外由濃度分佈的範圍來看，鐵、錳、銅、鋅、鎘、鉻、鎳、鉛之濃度範圍分別爲 N.D. – 893.1、0.8 – 272.5、0.04 – 20.90、N.D. – 32.8、0.11 – 0.85、0.17 – 2.22、0.23 – 3.90 及 0.7 – 23.2 mg/kg，其中除鉻的範圍介於平均值 ± 兩倍標準偏差 (mean ±2 S.D.) 之間外，其他元素的分佈範圍都超過平均值 ± 兩倍標準偏差的範圍，這可能是因爲肥培管理等因素造成某些區域有較原來背景值高數倍的濃度發生，並使其濃度的分佈呈現不連續的分佈之現象，而由於這些高濃度區域的影響，造成這些元素的最大值與平均值或中位數都相差很多，所以傳統上以平均值來代表整個研究區域微量元素濃度的表示方法，在本研究區將造成推估上極大的誤差，即使加上標準偏差來彌補資料的變異，仍然無法適當的描述整個研究區域微量元素的分佈。

透過資料分佈頻度圖 (圖三) 的比較可以進一步發現除錳、鎘及鎳元素之濃度分佈頻度較爲集中外，其他元素的頻度分佈均集中在低濃度一側，而高濃度部分僅佔少數，而且其濃度差異達數倍之巨，顯示這些高濃度部分可能是人爲因素所造成的結果。以變異係數 40% 爲界線將資料分成兩組，第一組爲變異係數大於 40% 者，有鐵、銅、鋅、鉻及鉛等五個元素，第二組爲變異係數小於等於 40% 者，有錳、鎘及鎳等三個元素，兩組各以鐵及錳元素爲代表來作比較。鐵元素含量的平均值及標準偏差爲 218.7 ±234.9 mg/kg，介於這個範圍內的資料有 743 個，佔所有資料的 78.5%，但鐵元素的平均值 (218.7 mg/kg) 與中位數 (156.3 mg/kg) 相差甚多，顯示高濃度部分雖然僅佔 21.5%，卻會造成鐵含量的平均值明顯的提高，仔細分析鐵元素資料的分佈可將其分成兩個族群，第一個族群主要集中於小於 5 mg/kg 的部分，共有 349 個樣品，佔全部 946 個樣品的 37%，這個部分可視爲是本研究區自然存在之鐵的背景濃度；第二個族群則是由大於 5 mg/kg 的資料所構成，佔所有樣品數的 62%，但在這個部分的資料中大於 800 mg/kg 的資料卻只有 7 個，僅佔 0.7%，這 0.7% 的極端值比佔 37% 的背景濃度高 130 倍，除非是礦脈所造成的不均勻分佈，通常自然分佈不應該有如此大的差異出現，因此這些極端值可能是肥料施用等因素所造成的結果，至於其他介於背景濃度及極端值之間的資料，則可能是由極端濃度擴散或其他因素所造成的結果，這個部分可由本文第四節濃度分佈等值線圖的討論來證明。至於錳元素資料的分佈則比較符合自然分佈，其中位數與平均值分別爲 121.4 及 124.6 mg/kg，差異不大，另外介於平均值及標準偏差 (124.6 ± 34.8 mg/kg) 範圍內的資料有 695 個，佔所有資料的 73% 強，顯示錳元素因爲其資料較爲集中，因此其變異係數也比較小。



圖三、土壤微量元素之資料頻度分佈圖。
Fig. 3. The frequency diagram of soil trace elements.

由上面的討論可以發現，以平均值及標準偏差來說明變異較大的土壤微量元素之分佈可能會受到少數較高濃度的影響而失去其準確性，因此必需以細密調查來增加資料的密度，以免某些資訊受到平均效應的掩蓋而消失，而且爲避免評估上的差異，最好配合頻度圖的分析，以瞭解資料的分佈情形。

二、地理同位分析

爲明瞭各微量元素之空間分佈是否受到相同因素之影響所致，因此將各元素之

觀測值以相同的空間位置排列後作相關分析，以確定各元素間是否具有地理同位性，表二爲各元素之相關分析的相關係數表。由表二發現除錳元素外，其他各元素之間的相關係數均達 0.005 之極極顯著水準，各元素之空間相關關係又以鐵與銅、鐵與鉻、鐵與鉛、銅與鋅、銅與鎳、銅與鉛、鋅與鉛及鉻與鉛較強，其相關係數均大於 0.9 以上，顯示在本研究區中除錳元素外，其他各元素間皆有極明顯的地理同質性，表示這些元素在空間位置與濃度的分佈上具有相當的關係存在，這可能是由母質、地形、氣候等自然化育因素，或是因爲田區規劃、耕作方式等人爲因素所造成的結果，這個部分留待本文第四節的濃度分佈等值線圖之討論來加以說明。

由上面的討論發現，在本研究區中除錳元素外其他鐵、銅、鋅、鎘、鉻、鎳、鉛等元素均具有相似的空間分佈，此種特性顯示將來可以利用協同克立金法 (Co-Kriging) 以較少的資料來預測其他元素的空間分佈 (簡，1995)，以節省細密調查時大量的人力及物力。

三、半變異數圖分析

依據區域化變數理論，具有空間相依關係之土壤性質可以透過半變異圖的分析來獲得其空間結構有關的資料，再經過數學模式的適配後，更可進一步以克立金法推估整個資料的空間分佈。

本研究利用地理統計軟體 GS^{+} V2.3 進行資料分析，圖四爲各元素的半變異數圖。觀察各圖形發現除距離大於 220 公尺以上的部分之半變異數因配對資料不足造成資料的振盪外，其他部分的資料結構都符合區域變異理論的假設，在有效距離 (active lag，爲全距的 60% 約 160 公尺) 的範圍內呈現直線或球型的分佈；爲進一步瞭解各元素的空間結構並應用克立金法推估各元素的空間分佈，因此將半變異圖資料進行空間模式適配，本研究所使用的模式以直線及球型模式爲主，並根據半變異圖形調整有效距離，使適配模式與資料之相關係數達到最高爲評估適配是否爲最佳之依據，各元素適配之結果顯示於表三。

空間模式適配之結果發現除錳元素爲直線模式外，其他鐵、銅、鋅、鎘、鉻、鎳、鉛皆爲球型模式，各元素資料適配之

表二、土壤微量元素之相關係數表。
Table 2. The correlation coefficients of soil trace elements.[*a]

Element	Fe	Mn	Cu	Zn	Cd	Cr	Ni	Pb
Fe	1.00							
Mn	-0.20	1.00						
Cu	<u>0.91</u>	-0.02	1.00					
Zn	<u>0.87</u>	-0.08	<u>0.93</u>	1.00				
Cd	<u>0.78</u>	0.00	<u>0.80</u>	<u>0.81</u>	1.00			
Cr	<u>0.91</u>	-0.18	<u>0.86</u>	<u>0.88</u>	<u>0.85</u>	1.00		
Ni	<u>0.83</u>	0.19	<u>0.90</u>	<u>0.87</u>	<u>0.84</u>	<u>0.82</u>	1.00	
Pb	<u>0.91</u>	-0.09	<u>0.97</u>	<u>0.93</u>	<u>0.84</u>	<u>0.91</u>	<u>0.86</u>	1.00

*a: Underlined coefficients are statistically significant at the 0.005 probability level ; n = 946 samples.

表三、土壤微量元素之空間模式半變異圖參數表。
Table 3. The parameters of fitted semivariograms of soil trace elements.

Element	Model	Nugget	Sill	Range(m)	R^2	Nugget/Sill	SDC*a	AL(m)*b
Fe	Spherical	5200	63010	70.5	0.993	0.08	S	90
Mn	Linear	616	>1717	>190	0.947	0.35	M	190
Cu	Spherical	4.0	49.12	72.3	0.992	0.08	S	105
Zn	Spherical	3.3	32.62	65.8	0.995	0.10	S	90
Cd	Spherical	0.005	0.01	69.4	0.942	0.50	M	150
Cr	Spherical	0.02	0.17	75.7	0.989	0.12	S	85
Ni	Spherical	0.09	0.63	86.6	0.989	0.14	S	150
Pb	Spherical	2.1	20.82	69.2	0.992	0.10	S	90

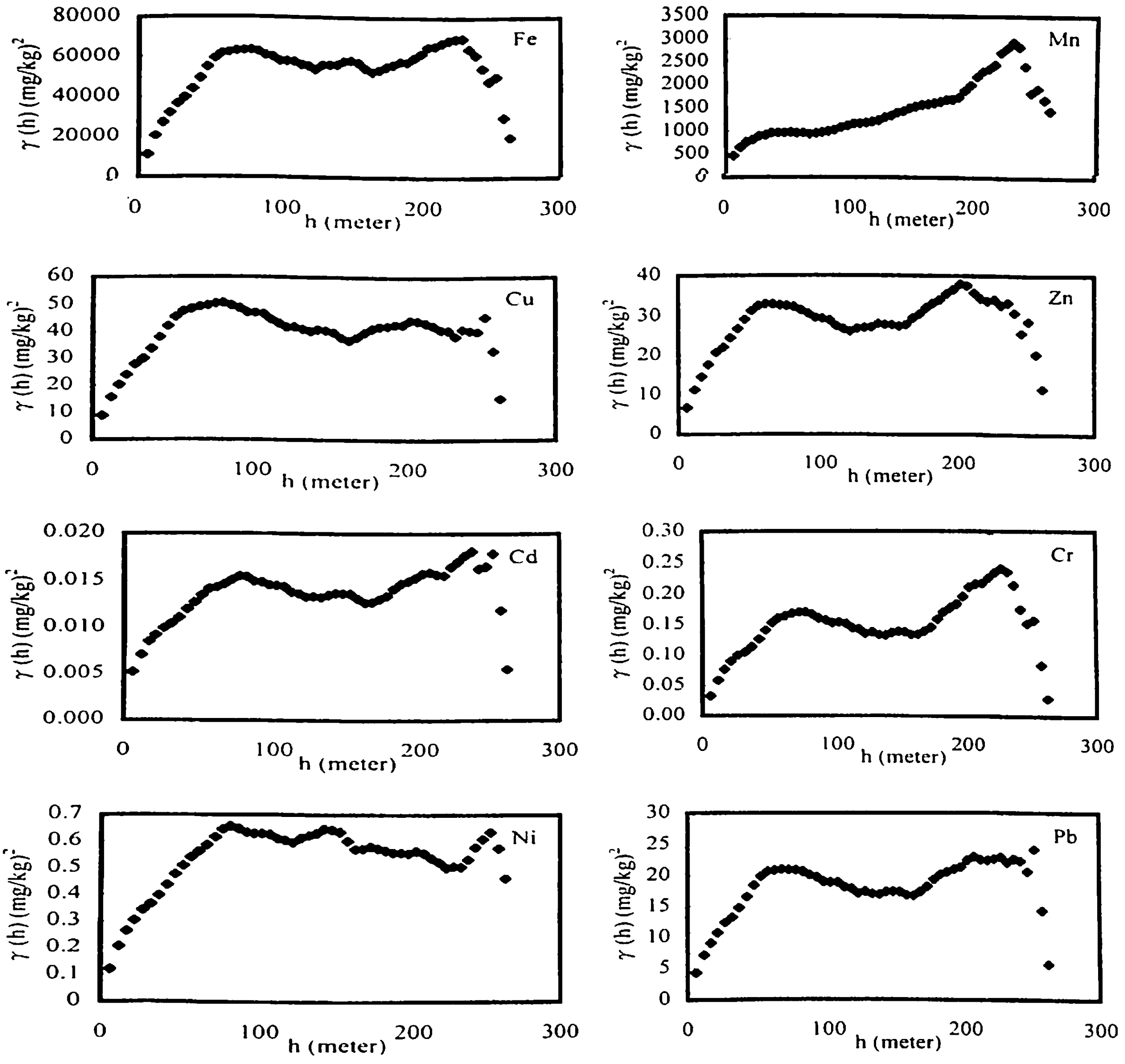
*a: SDC is abbreviation of spatial-dependence class. (S = Strong if Nugget/Sill < 0.25 ; M = Moderate if Nugget/Sill between 0.25 and 0.75; W = Weak if Nugget/Sill > 0.75)

*b: AL is abbreviation of active lag.

模式其相關係數均高達 0.94 以上，顯示適配之模式能有效的解釋各元素之空間結構。半變異數資料經空間模式適配後所得到之結果，當其距離爲 0 時所得到之外插值即稱爲碎塊變異數，碎塊變異數與門檻值之比值可用於比較不同土壤性質空間相依性的強弱程度，Trangmar 等人 (1985) 即以此作爲土壤性質空間相依性大小分類的依據，當碎塊變異數與門檻值之比值小於 0.25 時，表示該土壤性質具有強的空間相依性，若比值介於 0.25～0.75 之間，則該土壤性質之空間相依性爲中等，至於其比值大於 0.75 時，則認爲該土壤性質爲弱空間相依性，由本研究之分析結果來看，除錳及鎘的比值分別爲 0.35 及 0.50，屬中等空間相依性外，其他鐵、銅、鋅、鉻、鎳、鉛皆爲強空間相依性，配合前面基本統計資料 (表一) 及資料分佈頻度圖 (圖三)，發現錳及鎘元素之變異係數較小，資料之分佈圖形亦較趨近於自然分佈，這可能是造成其空間結構較弱的原因。而本研究中各元素均具有明顯的空間結構，因此符合區域化變數理論之假設，所以可以利用地理統計的方法由較少的取樣得到整個研究區域土壤性質的空間資料，依據本研究之結果顯示除錳元素的空間相依距離大於 190 公尺外，其他各元素之空間相依距離皆介於 65.8 至 86.6 公尺之間，這個結果雖然比 Chung 等人 (1995) 及 Berndtsson 等人 (1993) 所提出之距離大，但這可能是地區性差異所造成的結果。因爲地理統計僅能評估最大及最小採樣距離內之資料，因此錳元素之空間相依距離可能大於 190 公尺，不過這個推測必須以加大採樣距離來證明，本報告在此不作進一步討論。

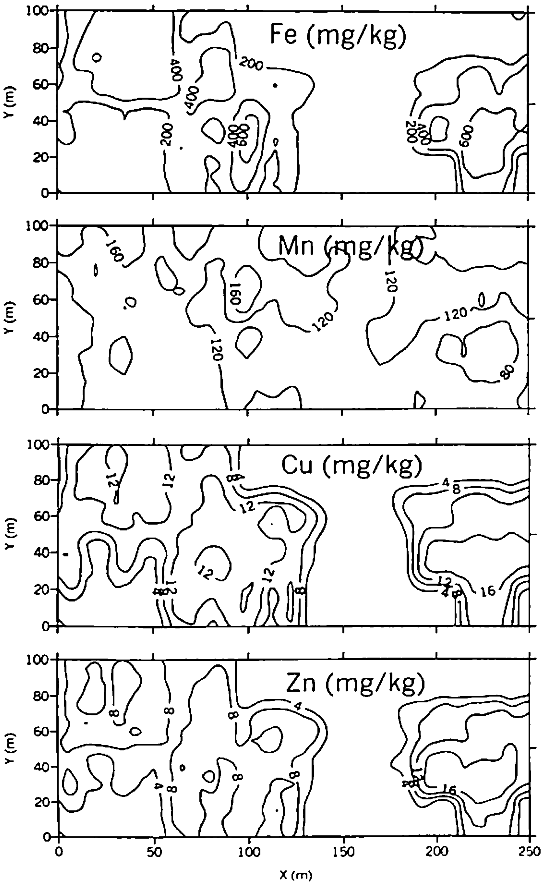
四、濃度分佈等值線圖分析

將各元素適配之空間模式導入克立金法，進行各元素的資料計算，再將計算結果以繪圖軟體 (SURFER) 繪製成濃度分佈等值線圖，其結果見圖五及圖六。由等值線圖形觀察可以很明顯的發現除錳元素外其他各元素之圖形皆有相當程度的相似性，其中鐵、銅、鋅、鎘、鉻、鎳、鉛等七個元素分別於座標位置 (100, 30) 及 (225, 30) 附近顯現出兩個擴散中心，並以此二中心向外擴散形成濃度梯度，此現象可與前面所討論之地理同位分析之結果互爲驗證，

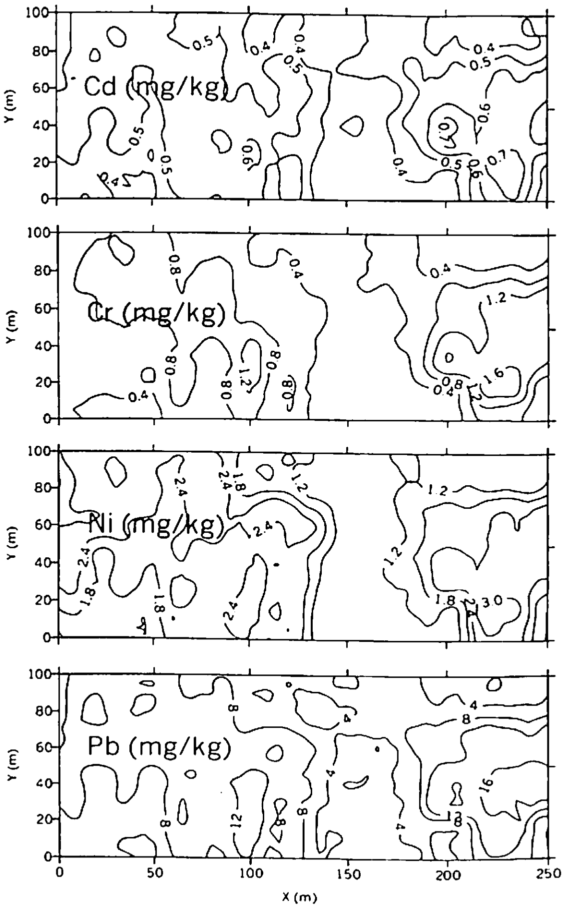


圖四、土壤微量元素之半變異圖。
Fig. 4. Semivariograms of soil trace elements.

並確定介於背景濃度及高濃度之間的濃度分佈是由高濃度擴散而來的，因此透過圖形的分析可以很明顯的瞭解研究區域各元素的整體空間分佈情況，對於資料的掌握有相當大的幫助，如果將資料配合地理資訊系統 (geographical information system，GIS) 及全球衛星定位儀 (global positioning system，GPS)，則將能更精確的掌握土壤資料的空間分佈。此外將濃度分佈等值線圖 (圖五、圖六) 與作物種植位置圖 (圖二) 一起比較，可以發現等值線圖的分佈圖形與田區界線有某種程度的關連性，各元素較



圖五、鐵、錳、銅和鋅之濃度等值線圖。
Fig. 5. The concentration contours of Fe, Mn, Cu, and Zn.



圖六、鎘、鉻、鎳和鉛之濃度等值線圖。
Fig. 6. The concentration contours of Cd, Cr, Ni, and Pb.

高濃度的位置，似乎都是發生在某些固定的區塊，然後以區塊爲中心向外擴散，而且濃度分佈等值線圖濃度梯度的變化邊界亦呈現平行線及近乎 90 度的變化，這與田區的邊界有明顯的關連性，這種現象在鐵、銅、鋅等三個元素的濃度等值線圖最爲明顯，其他鎘、鉻、鎳及鉛亦有此現象，顯示本研究區之微量元素的空間分佈特性因爲田區規劃及耕作制度的影響而發生變化，此結果與 Chung 等人 (1995) 及 Yost 等人 (1982) 之研究的結果相似，皆顯示耕作制度及管理的方式會影響土壤化學性質的空間特性。由本研究之結果可以明顯的看出，本研究所得到的空間結構資料除錳元素外均是受到研究區內幾個高濃度田區所造成的結果，因此其空間相依距離介於 65.8 公尺至 86.6 公尺之間之結果亦僅能適用於本研究區域，至於該採取多少樣品及以何種方式採樣以得到最佳的估測值則是另外的研究範圍，可參考 McBratney 等人 (McBratney and Webster, 1983; Chen et al., 1995; Franzen and Peck, 1995) 之研究，再作進一步的探討。

結　論

台灣地區因田區的劃分及耕作制度複雜，因此許多土壤性質已經受到人爲的擾動而失去原有的空間結構，所以若僅以基本的統計方式來說明土壤微量元素的分佈可能容易產生誤判，因此必須透過其他的統計方式來分析土壤性質的空間結構。

本研究之結果顯示，調查區內的微量元素之濃度空間分佈，除錳元素外，均具有極端值及變異係數大之特性，因此無法僅以基本的統計分析方法來說明整個調查區的狀況，必須增加採樣的密度並配合地理統計分析，才能得到精確的空間分佈狀況。此外，除錳元素外，其他鐵、銅、鋅、鎘、鉻、鎳、鉛等元素均具有地理同位性及相似之空間結構及分佈，此種特性顯示將來可以利用協同克立金法以較少的資料來預測其他微量元素的空間分佈，以節省細密調查時大量的人力及物力。

透過濃度分佈等值線圖與作物種植位置圖的比較，可以發現各元素之濃度空間分佈圖形與田區規劃有相當程度的關連性，表示本研究區的微量元素之空間分佈已受到耕作制度的影響，而失去其原有的空間特性。

最後，透過地理統計分析發現，在本研究區域中，各微量元素之空間相依距離，除錳元素外，皆介於 65.8 公尺至 86.6 公尺之間，利用地理統計技術不僅可以有效的建立土壤性質的空間分佈資料，並可提供傳統統計方法所無法提供的空間結構資料，避免少數極端值資料被平均值稀釋，而掩蓋濃度分佈的真實狀況。

誌　謝

感謝行政院農業委員會經費支援及農業試驗所農化系協助土壤樣品之化學分析，僅此致謝。

参考文獻

陳春泉。1979。花蓮、台東縣土壤調查報告。臺灣省農業試驗所報告第36號。

莊愷瑋、李達源、陳尊賢。1996a。地理統計預測污染土壤中重金屬的空間分佈：I. 極端值與半變異圖模式的影響。中國農業化學會誌，34:560-574。

莊愷瑋、李達源、陳尊賢。1996b。地理統計預測污染土壤中重金屬的空間分佈：II. 採樣方式之探討。中國農業化學會誌，34:683-694。

郭鴻裕、朱戩良、江志峰、劉滄棽、王明果、黃政恆、張茂盛、周泰鈞、江國忠、陳吉村。1995。本省耕地土壤詳測調查之土系化學性質均勻度初步研究。土壤肥料通訊，50:23-31。

簡宜如。1995。應用一般與協同克力金法預測土壤性質空間變異之研究。碩士論文，國立台灣大學農業化學研究所。

Berndtsson, R., A. Bahri, and K. Jinno. 1993. Spatial dependence of geochemical elements in a semiarid agricultural field: II. Geostatistical properties. Soil Sci. Soc. Am. J. 57:1323-1329.

Burgess, T. M., and R. Webster. 1980. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties: I. The semi-variogram and punctual kriging. J. Soil Sci. 31:315-331.

Chen, J., J. W. Hopmans, and G. E. Fogg. 1995. Sampling design for soil moisture measurements in large field trials. Soil Sci. 159:155-161.

Chien, Y. J., D. Y. Lee, H. Y. Guo, and K. H. Houng. 1997. Geostatistical analysis of soil properties of mid-west Taiwan soils. Soil Sci. 162:291-298.

Chung, C. K., S.K. Chong, and E.C. Varsa. 1995. Sampling strategies for fertility on a Stoy silt loam soil. Commun. Soil Sci. Plant Anal. 26:741-763.

Cressie, N. 1990. The origins of kriging. Math. Geol. 22:239-252.

Franzen, D. W., and T. R. Peck. 1995. Field soil sampling density for variable rate fertilization. J. Prod. Agric. 8:568-574.

Gold Software. 1998. Surfer reference manual. P. O. Box 281, Golden, CO. 80402, USA.

Gotway, C. A., R. B. Ferguson., G. W. Hergert, and T. A. Peterson. 1996. Comparison of kriging and inverse-distance methods for mapping soil parameters. Soil Sci. Soc. Am. J. 60:1237-1247.

GS$^+$ V2.3. 1994. Geostatistics for the environmental sciences. Gamma Design Software. Plainwell, MI.

Haneklaus, S., H.M. Paulsen, D. Schröder, U. Leopold, and E. Schnug. 1998. Self-surveying — a strategy for efficient mapping of the spatial variability of time constant soil parameters. Commun. Soil Sci. Plant Anal. 29:1593-1601.

Hergert, G. W. 1998. A futuristic view of soil and plant analysis and nutrient recommendations. Commun. Soil Sci. Plant Anal. 29:1441-1454.

Journel, A. G., and C. J. Huijbregts. 1978. Mining geostatistics. Academic Press, New York.

Klute, A. 1986. Methods of soil analysis. Part 1: Physical and mineralogical methods. 2nd Ed., Am. Soc. Agron. and Soil Sci. Soc. Am., Madison, Wisconsin, USA.

Laslett, G. M., A. B. McBratney, P. J. Pahl, and M. F. Hutchinson. 1987. Comparison of several spatial prediction methods for soil pH. J. Soil Sci. 38:325-341.

Lin, M. L. 1991. Geostatistical analysis of soil chemical properties of large banann land area. Soils and Fertilizers in Taiwan. pp. 49-63.

Matheron, G. 1963. Principles of geostatistics. Econ. Geol. 58:1246-1266.

McBratney, A. B., and R. Webster. 1983. How many observations are needed for regional estimation of soil properties? Soil Sci. 135:177-183.

Sadler, E. J., W. J. Busscher, P. J. Bauer, and D. L. Karlen. 1998. Spatial scale requirements for precision farming: a case study in the southeastern USA. Agron. J. 90:191-197.

Soil Survey Division. 1993. Soil Survey Manual. USDA.Washington, D. C., USA.

Trangmar, B. B., R.S. Yost, and G. Uehara. 1985. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. Adv. Agron. 38:45-94.

Webster, R. 1977. Quantitative and numerical methods in soil classification and soil survey. Clarendon, Oxford.

Webster, R., and M. A. Oliver. 1990. Statistical methods in soil and land resource survey. Oxford Univ. Press, New York.

Wilding, L. P., and Dress, L. R. 1978. Spatial variability: a pedologist's viewpoint. p.1-12. Soil. Sci. Soc. Am. Special Public. 34. Wilding, L. P., and Dress, L. R. 1983. Spatial variability and pedology. In "Pedogenesis and Soil Taxonomy" Part 1. Elsevier, Amsterdam, Holland.

Yost, R. S., G. Uehara, and R.L. Fox. 1982. Geostatistical analysis of soil chemical properties of large land areas. I. Semi-variograms. Soil Sci. Soc. Am. J. 46:1028-1032.